

中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应

洪永森 成思危 刘艳辉 汪寿阳*

摘要 本文分析了中国证券市场 A 股、B 股和 H 股之间, 中国股市与世界其他股票市场之间的极端风险的溢出效应。实证结果表明: A 股与 B 股之间存在着强烈的风险溢出效应, B 股大幅下跌的信息可用来预测未来 A 股大幅下跌的可能性; A 股和 H 股之间, 尤其是 B 股和 H 股之间也存在着强烈的风险溢出效应; B 股, 尤其是 H 股, 与世界其他股市之间存在着显著的风险溢出效应; 与此相反, A 股虽然与韩国、新加坡股市之间存在着一定的风险溢出效应, 但它与日本、美国和德国等世界主要股市之间不存在任何风险溢出效应。

关键词 中国股市, 极端下滑风险, 金融风险的传染性, 风险-Granger 因果关系, 风险溢出, 风险值 (VaR), GARCH

一、引言

在过去的 25 年中, 中国经济一直保持着快速增长, 关键因素之一就在于中国不断地对外开放。随着逐渐融入世界经济, 中国经济获得了长足的发展。但与此同时, 日益密切的国际联系也使得中国经济更易于受到外界的冲击。在本篇文章中, 我们将研究国际资本市场对中国股市的影响。更具体地说, 我们将研究中国股市与国外股市之间是否存在极端下滑风险的风险溢出效应? 如果存在, 它们的传导机制又是怎样的。

中国的经济改革始于 1978 年, 至今已经历了 1/4 世纪, 而证券市场的建立是其中最具创新性的方面之一。中国证券市场正式创建于 1990 年底, 虽然只有短短十几年的历史, 但发展相当迅猛, 现已成为全球最大的新兴证券市场之一(参阅陈灯塔和洪永森, 2003)。中国股市在国民经济发展中, 特别是在融资、改善资源配置、促进国有企业所有制改革以及资本市场建设方面, 发挥着越来越重要的作用, 与国际资本市场的联系也不断增强。为了吸引境

* 洪永森, 康乃尔大学经济学系与统计科学系, Ithaca, NY 14850, U. S. A. 清华大学经济学系, 100084; E-mail: yh20@cornell.edu。成思危、刘艳辉和汪寿阳, 中国科学院数学与系统科学研究院系统所, 100080 E-mail: sywang@amss.ac.cn。通讯作者及地址: Yongmiao Hong, Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University, 424 Uris Hall, Ithaca, NY 14850, U. S. A. 电话: 001-607-255 5130; 传真: 001-607-255 281。我们感谢姚洋的建议及厦门大学管理学院学术研讨会参加者的讨论。本文得到清华大学经济管理学院、美国国家科学基金(SES-0111769)和中国国家自然科学基金(No. 70221001)的资助。

外资金,同时避免或减缓国际金融市场风险对中国股市的冲击,中国设立了两个分割的证券市场。众所周知,在中国的两个证券交易所——上海证券交易所和深圳证券交易所中,同一家上市公司可发行两种不同类型的流通股:A股和B股。¹其中A股主要对国内投资者发行,以人民币交易;而B股主要对国外投资者发行,以外汇交易。²另外,一些中国公司跨越传统的国内股权融资渠道,获准去海外资本市场如香港或纽约证券交易所上市筹集资本,分别被称为H股和N股。³明显地,中国证券市场中不同类型的股票与国际金融市场之间存在着不同程度的联系。绝大部分国际金融市场的冲击都被B股市场吸收了,因而对A股造成的影响很小。然而,随着A股和B股、中国股市与国际资本市场的联系不断加大,中国发生重大金融危机(如1997—1998年的亚洲金融危机)的可能性并非不存在。

因此,如何监测和控制中国股市的风险已经越来越受到业界、政府管理层以及学术界的重视。当对金融风险进行监控时,市场大幅下跌的概率常受到极大的关注。市场不确定性、政策的调整、不利的消息的冲击、投机力量的攻击及其他金融市场的风险溢出效应(如金融风险的传染性)均可导致市场价格大幅下滑。市场发生大幅下跌意味着巨额资金在投资者之间的转移,这将导致部分投资者破产,进而可能导致金融体系的崩溃和社会的不稳定。

大幅市场下跌现象较为普遍。例如,1987年10月19日的黑色星期一,美国股市下跌了23%,使得美国资本市场损失了1万亿美元;从1990年开始,日本股市开始大幅下跌,日经指数从1989年末的39000点跌至3年后的17000点,整个日本资本市场损失了2.7万亿美元;在1994年的债券灾难中,美国联邦储备银行连续六次提高利率,使得全球资本市场损失了约1.5万亿美元;美国奥兰治郡的一揽子投资,包括郡、市、学校等属于地方政府的75亿美元的组合投资,在1994年12月一个月中损失了16.4亿美元,这是历史上最大的地方政府破产案;在1997—1998亚洲金融危机期间,亚洲货币在短期内大幅贬值(见Woo等,2000)。其他市场大幅下跌的例子包括:长期资产管理公司、安然及世界通讯公司的相继破产,以及“9·11”事件后美国股市连续大幅下跌。在中国,股市价格大幅波动的现象更是屡见不鲜。大量个人投资者的过度投机、巨额游资及过度的市场波动都是中国证券市场的典型特征。中国极端市场变动的一个例子就是在2001年由于B股市场对境内持有外币的投资者开放,海外投资者乘机撤走大量资金,从而引起B股价格急剧下跌。极端市场变动对中国股市的长期稳定发展造成了极大的不利影响。

了解中国股市内部各个不同市场之间以及中国股市与国际股市之间风险

¹ A股和B股都属于可流通股,此外还有不可流通的国有股(国家股和法人股)。

² 上海证券交易所的B股以美元交易,而深圳证券交易所的B股以港元交易。

³ 这里不考虑N股,因为在纽约证券交易所上市的中国公司数量很少。

溢出效应的传导机制是非常重要的。当金融市场完全分割时，风险不可能在各个市场间传递。这也就是为什么中国能在1997—1998亚洲金融危机中幸免的主要原因（参阅 Lardy, 1998）。然而，当市场一体化并受到相同的外界冲击时，风险将在各个市场之间相互传递。风险溢出效应存在的另一可能就是“金融风险的传染性”。投资者往往试图根据一个市场的价格变化去推测其他市场的价格变化，这就使得一个市场价格的巨大变动常常导致另一个市场发生相同的变动而不管其基本面是否发生了改变（参阅 King & Wadhvani, 1990）。另外，即使风险是在某个局部市场产生的或只具有这个市场的独有特征，但由于市场一体化，风险仍有可能传递到其他市场。例如，在20世纪90年代，日本股票价格大幅下跌导致了日本股票持有者（包括日本银行）财富的大幅减少，从而降低了日本银行的资本，根据国际清算银行 BIS 的规定，这进一步导致了日本银行在美国信贷市场贷款的减少（参阅 Peek & Rosengren 1997）。另一个例子就是在1997年8月底，当几个亚洲货币大幅贬值和亚太地区的证券市场激剧下跌时，机构投资者便开始大量抛售在香港上市的中国大陆股票，导致 H 股价格同样急骤下跌。

近期发生的灾难性金融事件使得金融机构和监管部门需要更为精确的风险度量。监控极端风险及其溢出效应的关键在于风险如何度量。测量波动性（volatility）常被看做金融风险（尤其是市场风险）的一种标准量化方法。例如，马可维茨（Markowitz, 1952）的投资组合选择理论实际上就是以资产均值度量的收益和以方差度量的风险之间的一种权衡。有效的风险度量必须能对新消息做出快速响应，并且便于掌握和应用。常用的计量模型如 GARCH（Bollerslev, 1986）和随机波动（Taylor, 1986）都能很好地刻画波动聚类（volatility clustering）现象。但方差把价格上升和下降同等看待并计算在内，所以用它来度量风险并不恰当。而实际上，金融风险一般地只与损失，而不与赢利联系在一起。因此，用方差来度量极端风险是不合适的，有价值的风险度量应该仍反映大的损失或大的逆向市场变动。

在统计上，左尾概率常与极端事件发生的可能性及相应的风险紧密地联系在一起（参阅 Embrechts 等, 1997）。⁴ 尽管它并不完美，由 J. P. 摩根公司于1994年提出的风险值（Value at Risk, VaR）已成为极端市场风险的一个综合性的标准度量。它衡量了在给定的时间段和置信水平下某一组合的预期最大损失。VaR 现已成为国际金融监管标准的一部分（巴塞尔协议 1996, 2001），在实践中被金融机构和监管部门广泛用来确定风险资本准备金（参阅 Duffie & Pan, 1997；Jorion, 2000）。⁵ VaR 在金融业界受到普遍欢迎的关键在于其概

⁴ 概率论常被广泛地用来描述金融市场运动。其中蕴含的一个基本假定就是金融市场能被看做为一个随机数据生成过程，而金融数据是这个数据生成过程的一个实现。详细讨论见洪永森（2002）。

⁵ VaR 是极端下滑风险的度量，和早期文献中的下端部分矩（lower partial moment）类似（参阅 Roy, 1952）。

念的简明性,它用一个简单易懂的数字刻画了一金融机构在市场上面临的风险。⁶

在用 VaR 度量极端市场风险方面, Hong (2001b) 最近引入了一个新的概念——风险-Granger 因果关系 (Granger causality in risk), 当实际损失超过给定水平的 VaR 时, 我们说在事先确定的水平上的风险发生了。这个概念有助于考察一个市场的大风险是否会 Granger 引起另一个市场的大风险。正如我们所知道的, Granger 因果关系 (Granger; 1969, 1980) 并不是标准意义下的“原因”和“结果”之间的关系, 而是基于是否有助于提高预测能力。因此, 它很适用于预测与监控风险。

运用一个新近提出的核函数方法来检验风险-Granger 因果关系, 我们研究了中国内地股市内部不同市场之间以及中国内地股市与海外股市之间的极端风险溢出效应, 后者包括香港地区、台湾地区、新加坡、韩国、日本、美国及德国。采用从 1/2/1995 至 4/4/2003 的日股票指数价格数据, 我们得到了一些重要而有趣的实证结果: 首先, A 股与 B 股之间以及上海市场与深圳市场之间存在着强烈的大风险溢出效应; 而且 B 股市场发生的大风险的历史信息有助于预测未来 A 股市场发生类似风险的可能性, 但反之不然。第二, 中国股市 (尤其是 B 股和 H 股) 与香港地区和台湾地区股市之间存在着强烈的大风险溢出效应。第三, 中国股市 (尤其是 B 股和 H 股) 与韩国、新加坡股市之间存在着一定程度的大风险溢出效应。最后, A 股与主要的国际股市——日本、美国和德国之间不存在风险溢出效应。这表明中国股市的主要组成部分——A 股的大幅价格变动主要受国内因素驱动, 其影响也仅仅局限于周边局部地区。当发生大的逆向市场变动时, A 股市场与国际主要股市间的联系依然很微弱或者说几乎不存在。绝大部分来自国际股市的极端下滑风险被 B 股, 尤其是被 H 股吸收了。就避免国际股市的大幅下滑风险对中国股市的影响而言, A 股和 B 股间的市场分割是有效的。当然, 随着对境内投资者开放 B 股市场和对合格的外国机构投资者开放 A 股市场, 这种情形将发生变化。

在本文第二部分, 我们将描述风险-Granger 因果关系这个概念, 并讨论它和已经存在的几个相关概念: 均值-Granger 因果关系 (Granger causality in mean; Granger, 1969)、方差-Granger 因果关系 (Granger causality in variance; Granger 等, 1986) 以及一般 Granger 因果关系 (general Granger causality; Granger, 1980) 之间的关系。在第三部分, 我们介绍一种检验风险-Granger 因果关系的核函数方法。第四部分对数据进行说明。第五部分给出实证结果及其分析, 第六部分是本文的小结。

⁶ 更全面的风险度量是把概率密度函数和跨期效用最大化结合起来, 详细讨论请参阅洪永淼 (2002 第 6 节)。

二、风险值和风险-Granger 因果关系

(一) 极端市场风险和风险值

对于给定的时间区间 τ 和置信水平 $1 - \alpha$, VaR 就是在时间区间 τ 内, 以概率 $1 - \alpha$ 不超过的最大损失。从统计学来说, 用 $V_t = V(I_{t-1}, \alpha)$ 表示, VaR 是某一时间序列过程 Y_t (如投资组合的收益率) 条件概率密度函数 (pdf) 的 α -分位数的相反数, 其满足如下方程:

$$P(Y_t < -V_t | I_{t-1}) = \alpha, \quad (2.1)$$

其中 $I_{t-1} = \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$ 是 $t-1$ 时刻可获得的信息集。(2.1) 式中的左尾概率常被称为不足概率 (shortfall probability)。常用的水平 α 为 10%, 5% 或 1%。例如, 为衡量银行资本的充足性, BIS 设置 $\alpha = 1\%$, $\tau = 10$ 天。对日 VaR, J.P. 摩根公司设置 $\alpha = 5\%$, 而信孚银行则选取 $\alpha = 1\%$ 。一些学者研究了银行或保险公司在 VaR-偿付约束下最大化某一效用准则的行为模型 (参阅 Gollier 等, 1996; Sentamero & Babbel, 1996)。也有不少学者研究最优“安全第一”投资组合选择理论, 此时不是考虑传统的均值-方差有效前沿, 而是在下滑风险约束下期望效用的最大化 (参阅 Roy, 1952; Levy & Sarnet, 1972; Arzac & Bawa, 1977; Jansen 等, 1998)。最近的一些研究 (参阅 Ang 等, 2002) 表明极端下滑风险有助于解释资产收益。

为更好地从统计学角度理解 VaR, 我们表示时间序列 $\{Y_t\}$ 如下:

$$\begin{cases} Y_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \sim \text{m. d. s.}(0, 1) \text{ 条件累积分布函数为 } F_t(\cdot), \end{cases} \quad (2.2)$$

其中 $\mu_t \equiv \mu_t(I_{t-1})$ 和 $\sigma_t^2 \equiv \sigma_t^2(I_{t-1})$ 分别是给定信息 I_{t-1} 下 Y_t 的条件均值和条件方差, $F_t(\cdot) \equiv P(\cdot | I_{t-1})$ 是给定 I_{t-1} 下 ε_t 的条件累积分布函数 (CDF)。由定义, 标准化新息 ε_t 是条件同方差鞅差序列 (martingale difference sequence, m. d. s.), 且满足 $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0, \text{ a. s.}, \text{ var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 1, \text{ a. s.}$, 由 (2.1) 式和 (2.2) 式, 我们可得如下等式:

$$V_t = -\mu_t + \sigma_t z_t, \quad (2.3)$$

其中 $z_t \equiv z_t(I_{t-1})$ 是 ε_t 的条件分布 $F_t(\cdot)$ 在水平 α 下的左尾临界值, 即满足 $F_t[z_t(\alpha)] = \alpha$ 。显见 V_t 不仅依赖于 Y_t 条件均值 μ_t 和条件方差 σ_t^2 , 还与高阶条件矩 (如偏度和峰度) 相关。在 (2.2) 式中, 当 σ_t^2 服从共积 GARCH (I-GARCH) 过程 (Engle & Bollerslev, 1986) 时, Y_t 不是协方差平稳过程。在这种情况下, 显然 Y_t 的无条件方差并不存在, 但 VaR 仍然有意义。

常用的 VaR 模型是由 J. P. 摩根公司 (1997) 提出的风险度量 (RiskMetrics):

$$\begin{cases} Y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j Y_{t-j}^2, \\ \varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, 1), \end{cases} \quad (2.4)$$

其中参数 λ 控制当前波动对历史的依赖程度。对日金融序列, J. P. 摩根公司建议采用 $\lambda = 0.94$ 。

模型 (2.4) 的 VaR 为:

$$V_t = \sigma_t z(\alpha), \quad (2.5)$$

其中 $z(\alpha)$ 是单侧标准正态分布 $N(0, 1)$ 在水平 α 的临界值。例如, 当 $\alpha = 0.10, 0.05$ 和 0.01 时, $z(\alpha)$ 分别取 1.28, 1.65 和 2.33。显然, 预望的波动越大, VaR 也越大。

(二) 风险-Granger 因果关系

因 VaR 是极端下滑风险的临界度量, 当实际损失超过 VaR 时, 我们就说大的下滑风险发生了。在实践中, 金融机构和监管层很关心这类风险发生的概率。这类风险通常很少发生, 但一旦发生, 就往往会导致灾难性后果。由 Hong (2001b) 提出的风险-Granger 因果关系这一概念可用来检验一个市场 $\{Y_{1t}\}$ 发生大的风险在 Granger (1969, 1980) 因果关系意义下是否会引起另一个市场 $\{Y_{2t}\}$ 发生类似的大风险。令 $I_{t-1} = \{I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)}\}$, 其中 $I_{1(t-1)} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$ 和 $I_{2(t-1)} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$ 分别是 $t-1$ 时刻市场 1 和市场 2 的信息集。如果

$$H_0: P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1t-1}) = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (\text{almost surely}). \quad (2.6)$$

我们就说时间序列 $\{Y_{2t}\}$ 关于信息集 I_{t-1} 在风险水平 α 下并不 Granger-引起时间序列 $\{Y_{1t}\}$ 。另一方面, 若

$$H_A: P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}). \quad (2.7)$$

我们就说时间序列 $\{Y_{2t}\}$ 关于信息集 I_{t-1} 在风险水平 α 下 Granger-引起时间序列 $\{Y_{1t}\}$ 。在这种情况下, $\{Y_{2t}\}$ 发生风险的信息有助于预测未来 $\{Y_{1t}\}$ 发生类似的风险。在实践中, 水平 α 可由监管层或投资者根据自身的目标函数自行确定。

在计量模型中, 广泛使用的 Granger 因果关系概念是均值-Granger 因果关系, 由 Granger (1969) 首次提出。Granger 等 (1986, p. 2) 引入了方差-

Granger 因果关系的概念，它被用来考察金融市场间的波动溢出效应（详见 Engle 等，1990）。这里风险-Granger 因果关系着重关注不同市场左尾分布之间的互动性，与方差-Granger 因果关系相比，它能更好地刻画不同市场间极端下滑风险的溢出效应。如上面所提到的，波动是双侧风险度量。同时我们也要注意风险-Granger 因果关系不仅可由均值之间和方差之间产生，也可由高阶条件矩（如偏度和峰度）产生。换句话说，即使不存在均值-Granger 因果关系和方差-Granger 因果关系，风险-Granger 因果关系仍有可能存在。

Granger (1980) 就整个条件概率分布引入了一般 Granger 因果关系的概念： $P(Y_{1t} \leq y | I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} \leq y | I_{t-1})$ 对所有 $y \in (-\infty, \infty)$ 。风险-Granger 因果关系这个概念与一般 Granger 因果关系的概念密切相关，但我们仅关注与大幅下滑市场风险相关的左尾概率。

三、风险-Granger 因果关系的检验方法

现在介绍一种检验风险-Granger 因果关系的核函数方法。首先定义基于 VaR 的“风险指标函数”：

$$Z_{it} \equiv I(Y_{it} < -V_{it}), \quad i = 1, 2, \quad (3.1)$$

其中 $I(\cdot)$ 为指标函数。当实际损失超过 VaR 时，风险指标函数取值 1，否则取 0。检验假设 H_0 和 H_A 可等价地表述为：

$$H_0 : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) = E(Z_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) \neq E(Z_{1t} | I_{t-1}).$$

因此， $\{Y_{1t}\}$ 和 $\{Y_{2t}\}$ 之间的风险-Granger 因果关系能够看成是 $\{Z_{1t}\}$ 和 $\{Z_{2t}\}$ 之间的均值-Granger 因果关系。

无风险-Granger 因果关系 H_0 有如下重要含义：

$$\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j}) = 0, \quad \text{对所有阶 } j > 0.$$

若对某一阶 $j > 0$ ，有 $\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j}) \neq 0$ ，则表明存在风险-Granger 因果关系。这意味着当一个市场发生大的风险时，我们能用这个信息去预测另一个市场未来可能发生同样风险的可能性。虽然也可以用 I_{2t-1} 中的其他信息去预测 $\{Y_{1t}\}$ 的风险，但是本文的主要目的是研究不同市场之间的大风险溢出效应，所以使用 $\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j})$ 是恰当的。

现在设

$$V_{it}(\theta_l) = V(I_{i(t-1)} | \theta_l, \alpha), \quad i = 1, \quad (3.2)$$

是市场 1 在水平 α 下 $\{V_{it}\}$ 的 VaR 模型, 其中 θ_l 是未知模型参数, 它由历史数据估计得到。有很多方法可用与估计 VaR (参阅 Jorion, 2000)。常用的有历史模拟法、J. P. 摩根公司的风险度量法、Engle & Manganlli 的 (1999) 条件自回归 VaR (CAViaR) 模型等。在后面的实证分析中, 我们将采用 GARCH 模型方法。

设有 T 个随机样本 $\{Y_{1t}, Y_{2t}\}_{t=1}^T$ 和参数估计量 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$, 令

$$\hat{Z}_{it} \equiv I(Y_{it} < -V_{it}(\theta_l)), \quad l = 1, 2, \quad (3.3)$$

则我们定义 \hat{Z}_{1t} 和 \hat{Z}_{2t} 之间的样本互协方差函数如下:

$$\hat{C}(j) \equiv \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+j}^T (\hat{Z}_{1t} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t-j} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1, \\ T^{-1} \sum_{t=1-j}^T (\hat{Z}_{1t+j} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t} - \hat{\alpha}_2), & 1-T \leq j < 0, \end{cases} \quad (3.4)$$

其中 $\hat{\alpha}_l = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{Z}_{lt}$ 。 \hat{Z}_{1t} 和 \hat{Z}_{2t} 的样本互相关函数为

$$\hat{\rho}(j) \equiv \hat{C}(j) / \hat{S}_1 \hat{S}_2, \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm(T-1), \quad (3.5)$$

其中 $\hat{S}_l^2 \equiv \hat{\alpha}_l(1 - \hat{\alpha}_l)$ 是 \hat{Z}_{lt} 的样本方差。我们可用 α 来代替 $\hat{\alpha}_l$ 。采用与 Hong (2001a) 检验方差-Granger 因果关系类似的方法, 我们可提出如下基于核函数的风险-Granger 因果关系检验统计量:

$$Q_{\alpha}(M) = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^{\alpha}(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{1T}(M) \right\} / \{2D_{1T}(M)\}^{1/2}, \quad (3.6)$$

其中中心因子 (centering factor) 和尺度因子 (scaling factor) 分别为⁷

$$C_{1T}(M) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^{\alpha}(j/M),$$

$$D_{1T}(M) = \sum_{j=1}^{T-2} (1 - j/T) \{1 - (j+1)/T\} k^{\alpha}(j/M),$$

这里权函数 $k(\cdot)$ 称之为核 (kernel)。它的定义域可以是有界或无界的。有界定义域的一个例子就是 Bartlett 核 $k(z) = (1 - |z|)I(|z| \leq 1)$, 无界定义域的一个例子是 Daniell 核 $k(z) = \sin(\pi z)I(\pi z)$ 。当 $k(\cdot)$ 的定义域是有界时, M 就是滞后截尾阶数。当 $k(\cdot)$ 的定义域有无界时, M 不再是滞后截尾阶数, 因

⁷ 当 M 很大时, 我们可分别用 $C_1(M) = M \int_0^{\infty} k^{\alpha}(z) dz$ 和 $D_1(M) = M \int_0^{\infty} k^{\alpha}(z) dz$ 近似 $C_{1T}(M)$ 和 $D_{1T}(M)$ 。

为所有 $T-1$ 个样本互相关均被使用了。在这种情况下，我们可把 M 看做有效滞后截尾阶数。大部分常用的核函数给予高阶时滞较小的权重。推广 Hong (2001a) 的证明，我们可证明在一些正则条件下（包括当 $T \rightarrow \infty$ 时， $M \rightarrow \infty$ ， $M/T \rightarrow 0$ ），当 H_0 成立时，依分布收敛有 $Q_1(M) \rightarrow N(0, 1)$ 。

统计量 $Q_1(M)$ 有两大优点：首先，随着样本容量 T 的增加，它可考察更多的滞后阶数（ $M \rightarrow \infty$ ）。这可以确保当存在风险-Granger 因果关系时，在很广的备择假设范围内， $Q_1(M)$ 检验都有能力将其检测出来。在现实经济活动中，由于投资者需要花一定时间去了解和消化信息，尤其是坏消息，因而风险溢出效应有可能存在时滞现象。此时最初的几个滞后阶数可能为零互相关。也有可能每一滞后阶的互相关都很小，但在很长的时滞范围内都存在，从而使得很多滞后阶的累积效应很强烈。当 M 较大时， $Q_1(M)$ 检验可有效地将对这些过程检测出来。

通常情况下，现行其他方法，如时间序列分析中的一些 χ^2 统计量（如 Box & Pierre 统计量，1971）若也使用大量的时滞，由于失去大量的自由度反而会造成检验能力的丧失。值得庆幸的是， $Q_1(M)$ 检验方法不存在这个问题，它通过核函数的平方 $k^2(j/p)$ 对高阶时滞赋予递减权重，这符合金融市场更多是受近期而非远期发生的事件的影响的情形，因此 $Q_1(M)$ 仍然保持很好的检测能力。事实上，我们能证明在一类非均匀核函数中，Daniell 核能最大化 $Q_1(M)$ 的检验能力。

只要对某一阶 $h > 0$ ， $\rho(h) \neq 0$ ，则当 T 增加时， $Q_1(M)$ 将趋于正无穷。所以应用 $Q_1(M)$ 检验时，应使用标准正态分布 $N(0, 1)$ 的右侧临界值（upper-tailed critical values），如显著水平为 5% 时，临界值为 1.645。

也许读者对检验两个市场是否存在风险溢出效应（包括即时风险溢出效应）感兴趣。此时原假设为任一市场的风险均不 Granger-引起另一市场的风险，并且两个市场间不存在任何即时风险溢出效应。这意味着 $\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j}) = 0$ ，对任意阶 $j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ 。为检验这个原假设，我们可使用如下统计量：

$$Q_2(M) = \left\{ T \sum_{j=1-T}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{2T}(M) \right\} / \{ 2D_{2T}(M) \}^{1/2}, \quad (3.7)$$

其中中心因子和尺度因子分别为

$$C_{2T}(M) = \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M),$$

$$D_{2T}(M) = \sum_{j=2-T}^{T-2} (1 - j/T) \{ 1 - (j+1)/T \} k^4(j/M).$$

与 $Q_1(M)$ 相同， $Q_2(M)$ 在原假设成立时也服从渐近标准正态分布。为

方便起见,我们称 $Q_1(M)$ 为单向风险-Granger 因果关系检验,称 $Q_2(M)$ 为双向风险-Granger 因果关系检验。

四、数 据

用 $Q_1(M)$ 和 $Q_2(M)$ 来检验中国内地股市与海外股市之间的风险溢出效应。我们考察中国内地、香港地区、台湾地区、新加坡、韩国、日本、美国和德国股市中的 12 个有代表性的股票价格指数。这些指数分别是上证 A 股指数 (SHA)、上证 B 股指数 (SHB)、深证成份 A 股指数 (SZA)、深证成份 B 股指数 (SZB)、香港恒生中国企业指数 (HKH 或 H 股)、香港恒生指数 (HSI)、台湾加权指数 (TWI)、新加坡海峡指数 (STI)、韩国综合指数 (KOSPI)、日本日经 225 指数 (NK225)、美国 Standard & Poor 500 综合指数 (S & P500) 和德国 DAX30 指数 (DAX)。为避免 8/1/1994 后几个月内中国内地股市的不正常的激烈价格波动(这个期间内的股价变化主要受国内政策改变引起),我们的样本选取为从 1/2/1995 到 4/4/2003 股指的日收盘价,其中 SHA, SHB, SZA 和 SZB 的数据从上海证券交易所获得,其他股指数据均取自 Datastream。

可作出 12 个股指在样本期间的日收盘价格和以对数一阶差分乘以 100 定义的日变化率随时间变动的趋势图(为篇幅所限,图略)。我们发现 SHA 与 SZA、SHB 与 SZB 分别有类似的运行趋势,而 A 股指数与 B 股指数则呈现不同的价格运行模式。同样地,A、B 股指数与 H 股和 HSI 的运行趋势不同。另外,TWI、STI 和 KOSPI,S&P 500 和 DAX 分别有类似的运行趋势。除中国内地 A 股指数外,所有其他亚洲股指在 1997 年均出现急剧下跌。另外,所有的股价变动均存在明显的波动聚类现象。对于中国内地股市,SHA 和 SZA,SHB 和 SZB 分别有类似的波动聚类模式,但 A 股和 B 股呈现出不同的波动聚类模式。A 股指数在前期比后期波动得更激烈,这是因为从 1995 年 1 月 1 日起,沪深 A 股及基金交易统一实行了 $T+1$ 交收制度,并于 1996 年 12 月 16 日实施了日涨跌 10% 幅度限制的缘故。相反地,B 股后期的波动比前期强烈得多。这表明,由于中国政府在 1996 年 1 月立法鼓励外国投资进入 B 股市场和在 2001 年 2 月对境内投资者开放 B 股市场后,B 股市场变得相对活跃起来。

表 1 列出了所有股指日变化率在整个样本期间的描述统计量:样本均值,标准差,偏度和峰度。SHA, SZA, SHB, SZB, S&P 500 和 DAX 都有正的平均收益。除了 HSI 外,所有其他亚洲股指均为负的平均收益。在整个样本期间内,中国内地股市(H 股除外)有更高的平均收益,同时也具有更大的标准差。这在某种程度上表明作为一个新兴证券市场,与世界上成熟的证券市场相比,中国股市有更大的波动性。在所有股指中,H 股的标准差最大,但其平均收益却为负。同时我们可以看到相对于 B 股,A 股有更高的收益和更

小的标准差。相对于深市，沪市有较小的标准差。另外，中国内地与香港地区股市的股指变化率都有正的偏度，SHA 的偏度最大；而其他大部分股指变化率的偏度都为负。所有股指变化率的峰度均大于 3，表明股指变化率为非高斯过程。中国 A 股股指变化率的峰度最大，这可能是由少数市场异常变动引起的。

表 1 股票价格指数日变化率的统计概况

指数	样本容量	均值	标准差	偏度	峰度
上证 A 股指数	2154	0.04	1.953	0.979	29.909
深证成份 A 股指数	2154	0.043	2.03	0.305	18.38
上证 B 股指数	2154	0.032	2.324	0.412	7.892
深证成份 B 股指数	2154	0.025	2.503	0.212	9.2
恒生中国企业指数	2154	-0.034	2.581	0.316	8.932
恒生指数	2154	0.003	1.806	0.151	13.013
台湾加权指数	2154	-0.021	1.693	-0.012	5.111
新加坡海峡指数	2154	-0.016	1.479	0.386	13.11
韩国综合指数	2154	-0.028	2.245	-0.039	5.987
日本日经 225 指数	2154	-0.041	1.484	0.083	5.082
美国 S&P 500 综合指数	2154	0.03	1.19	-0.106	6.05
德国 DAX30 指数	2154	0.011	1.647	-0.237	5.796

注释：样本数据为股指价格的日收盘价，时间跨度为从 1995 年 1 月 2 日至 2003 年 4 月 4 日。

资料来源：SHA，SHB，SZA 和 SZB 的数据从上海证券交易所获得，其他股指数据均取自 Data-

stream。

五、实证分析

(一) 模型的设立与估计

设 P_t 为 t 时刻股票指数价格，我们定义时刻 t 的日变化率如下：

$$Y_t = 100\ln(P_t/P_{t-1}). \quad (5.1)$$

为刻画波动聚类现象和 $\{Y_t\}$ 可能存在的弱序列自相关性，我们采用 AR(m)-TGARCH(threshold generalized conditional heteroskedasticity, 门限广义自回归条件异方差)模型(参阅 Glosten 等, 1993):

$$\begin{cases} Y_t = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}, \xi_t \sim \text{i.i.d. } N(0, 1), \\ h_t = \varpi + \sum_{k=1}^n \alpha_k h_{t-k} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} > 0) + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} \leq 0). \end{cases} \quad (5.2)$$

这里 m 是自回归阶。大量的实证研究表明, GARCH(1,1) 或 GARCH(2,1) 模型能很好地刻画金融时间序列的波动聚类现象(参阅 Engle 1986, 1993)。这里我们使用 TGARCH 模型以描述所谓的“杠杆效应(leverage effect)”。对所有的股票指数,我们首先考虑 AR(3)-TGARCH(1,1) 模型。若诊断检验表明此模型不充分,我们再尝试更高阶的自回归或 TGARCH 模型。这就是由 David Hendry 倡导的所谓“从特殊到一般”的建模方法(参阅 Gilbert, 1986)。表 2(a, b) 给出了所有指数的单变量 AR-TGARCH 模型的极大似然估计。对 SHA, SZB, HSI, STI, KOSPI, NK225 和 DAX, 诊断检验表明(由表 2 给出)AR(3)-TGARCH(1,1) 模型是充分的。对于 SZA, 我们需采用 AR(4)-TGARCH(2,1) 模型。对于 HKH, AR(3)-TGARCH(2,1) 模型是充分的,而对于 TWI, 我们需使用 AR(4)-TGARCH(1,1) 模型。在所有股指中, SHB 和 S&P 500 最为特殊。由于上证 B 股的波动性从 1996 年末开始显著变大。为体现这一可能的结构变化,我们分别对其条件均值和条件方差的截距引入时间冗余变量(time dummy variable)。从而得到 SHB 的模型如下:

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = b_0 + d_1 I(t > t_0) + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}, \xi_t \sim \text{i. i. d. } N(0, 1), \\ h_t = \varpi + d_2 I(t > t_0) + \sum_{k=1}^n \alpha_k h_{t-k} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} > 0) \\ \quad + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} \leq 0), \end{array} \right. \quad (5.3)$$

其中 $t_0 = 500$, 具体时间为 1996 年 12 月 2 日, 我们通过对实际数据分析选取得到。

对于 S&P500, 模型(5.2)中 β_1 的估计量几乎为 0, 所以我们采用如下标准 AR(3)-GARCH(1,1) 模型:

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = b_0 + \sum_{j=1}^3 b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}, \xi_t \sim \text{i. i. d. } N(0, 1), \\ h_t = \varpi + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2. \end{array} \right. \quad (5.4)$$

表 2 表明不是所有的参数估计量在 5% 的水平下都是显著的, 但 TGARCH 参数估计量 ($\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$) 都非常显著, 且有 $\hat{\beta}_2 > \hat{\beta}_1$, 这说明“杠杆效应”的确存在。对于 SHB, 条件方差的冗余变量系数估计量 \hat{d}_2 在 1% 的水平上仍然显著, 这和 SHB 的波动模式相合。表 2 同时也给出了模型充分性的诊断统计量。基于标准化残差 $\hat{\varepsilon}_t / \hat{\sigma}_t$ 和平方标准化残差 $\hat{\varepsilon}_t^2 / \hat{\sigma}_t^2$ 自相关性的广义 Box & Pierce (1971) 检验统计量的 p -值均大于 0.10, 这说明: 对于每一指

数，选定的模型都是充分的。

表 2(a) 股指日变化率单变量 TGARCH 模型的极大似然估计

	SHA	SZB	HSI	STI	KOSPI	NK225	DAX
参数	估计量	估计量	估计量	估计量	估计量	估计量	估计量
b_0	0.001 (0.031)	-0.037 (0.041)	-0.002 (0.029)	-0.033 (0.024)	-0.046 (0.037)	-0.045 (0.029)	0.039 (0.026)
b_1	0.013 (0.024)	0.087 (0.028)	0.069 (0.023)	0.121 (0.024)	0.088 (0.022)	-0.038 (0.023)	0.0004 (0.023)
b_2	-0.014 (0.024)	-0.007 (0.026)	0.018 (0.023)	0.010 (0.023)	0.004 (0.022)	0.002 (0.022)	0.002 (0.023)
b_3	0.019 (0.024)	0.012 (0.024)	0.058 (0.023)	0.028 (0.023)	-0.014 (0.022)	-0.011 (0.022)	-0.0007 (0.023)
ϖ	0.014 (0.005)	0.771 (0.080)	0.041 (0.009)	0.038 (0.009)	0.011 (0.006)	0.051 (0.014)	0.030 (0.008)
α_1	0.940 (0.005)	0.596 (0.030)	0.916 (0.010)	0.879 (0.013)	0.956 (0.007)	0.920 (0.013)	0.892 (0.013)
β_1	0.040 (0.007)	0.284 (0.037)	0.013 (0.009)	0.059 (0.012)	0.024 (0.008)	0.017 (0.008)	0.054 (0.013)
β_2	0.093 (0.011)	0.326 (0.043)	0.133 (0.018)	0.161 (0.020)	0.064 (0.010)	0.100 (0.016)	0.141 (0.019)
样本容量	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154
平均对数似然函数值	-1.942	-2.166	-1.839	-1.646	-2.099	-1.763	-1.732
诊断检验统计量							
GBP ¹ (5)	-0.211 [0.583]	0.422 [0.337]	-1.130 [0.871]	-0.086 [0.534]	-0.810 [0.791]	-1.142 [0.873]	-1.031 [0.849]
GBP ¹ (10)	-0.089 [0.536]	0.518 [0.302]	-1.332 [0.909]	-0.730 [0.767]	-0.878 [0.810]	-1.262 [0.897]	-0.787 [0.784]
GBP ¹ (20)	-0.162 [0.564]	0.257 [0.399]	-1.558 [0.940]	-1.168 [0.879]	-0.464 [0.679]	-1.183 [0.882]	-0.402 [0.656]
GBP ² (5)	-0.064 [0.525]	-0.956 [0.831]	0.293 [0.385]	-0.546 [0.707]	-0.509 [0.695]	-0.169 [0.570]	0.731 [0.232]
GBP ² (10)	-0.156 [0.562]	-1.330 [0.908]	-0.362 [0.642]	-0.644 [0.740]	-0.891 [0.814]	-0.354 [0.638]	0.187 [0.426]
GBP ² (20)	-1.073 [0.858]	-1.786 [0.963]	-1.278 [0.899]	-1.096 [0.864]	-0.861 [0.805]	-0.431 [0.667]	0.0004 [0.500]

模型为： $Y_t = b_0 + \sum_{j=1}^3 b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}$, $h_t = \varpi + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} > 0) + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} \leq 0)$

0)。圆括号内的数字为估计量的标准差，方括号内的数字为广义 Box-Pierce 检验的 p 值；GBP¹(M)和 GBP²(M)分别是标准化残差和平方标准化残差的前 M 阶广义 Box-Pierce 检验统计量。

表 2(b) 股指日变化率单变量 TGARCH 模型的极大似然估计

	SZA	HKH	TWI	SHB	SP500	
参数	估计量	估计量	估计量	估计量	参数	估计量
b_0	-0.021 (0.033)	-0.038 (0.039)	-0.029 (0.033)	-0.086 (0.045)	b_0	0.077 (0.020)
b_1	0.039 (0.025)	0.191 (0.024)	0.032 (0.023)	0.142 (0.026)	b_1	0.022 (0.023)
b_2	-0.007 (0.023)	-0.026 (0.023)	0.068 (0.023)	0.011 (0.025)	b_2	0.006 (0.023)
b_3	-0.0001 (0.024)	-0.001 (0.024)	0.018 (0.022)	0.012 (0.024)	b_3	-0.048 (0.023)
b_4	0.025 (0.024)		-0.047 (0.022)			
ϖ	0.035 (0.014)	0.115 (0.032)	0.120 (0.034)	0.139 (0.028)	ϖ	0.009 (0.004)
α_1	0.463 (0.127)	0.349 (0.119)	0.883 (0.022)	0.733 (0.032)	α_1	0.918 (0.011)
α_2	0.437 (0.119)	0.468 (0.111)				
β_1	0.073 (0.010)	0.128 (0.023)	0.019 (0.009)	0.190 (0.028)	β	0.082 (0.012)
β_2	0.135 (0.020)	0.228 (0.034)	0.136 (0.025)	0.192 (0.029)		
d_1				0.107 (0.068)		
d_2				0.379 (0.082)		
样本容量	2154	2154	2154	2154		2154
平均对数似然函数值	-1.982	-2.165	-1.885	-2.056		-1.481
诊断检验统计量						
GBP ¹ (5)	0.113 [0.455]	-0.309 [0.621]	-1.103 [0.865]	0.667 [0.252]		-1.109 [0.866]
GBP ¹ (10)	0.732 [0.232]	-0.869 [0.807]	-0.480 [0.684]	0.570 [0.284]		-0.957 [0.831]
GBP ¹ (20)	0.475 [0.317]	-1.230 [0.891]	0.118 [0.453]	0.776 [0.219]		-0.528 [0.701]
GBP ² (5)	0.507 [0.306]	0.574 [0.283]	-0.427 [0.665]	-0.995 [0.840]		0.020 [0.492]
GBP ² (10)	0.942 [0.173]	0.054 [0.478]	-0.817 [0.793]	-1.128 [0.870]		-0.431 [0.667]
GBP ² (20)	-0.070 [0.528]	0.010 [0.496]	-0.560 [0.712]	-1.496 [0.933]		-1.172 [0.879]

SHB 的模型为: $Y_t = b_0 + d_1 I(t > 500) + \sum_{j=1}^3 b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}$, $h_t = \varpi + d_2 I(t > 500) + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} > 0) + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} \leq 0)$

SP500 的模型为: $Y_t = b_0 + \sum_{j=1}^3 b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}$, $h_t = \varpi + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2$

(二) 风险-Granger 因果关系的实证结果

在实证研究中,我们考察了 $\alpha = 10\%$ 和 $\alpha = 5\%$ 两个风险水平下的风险-Granger 因果关系。为篇幅所限,我们在表 3 中仅给出了风险水平 $\alpha = 10\%$ 时,风险-Granger 因果关系的检验统计量和它们的 p -值。因为对于常用的非均匀核可得类似结论,我们在此仅给出基于 Daniell 核的实证结果。

表 3 中国内地股市之间的风险溢出效应

M	10	20	10	20	
SHA \Rightarrow SZA	340.628(0.000)	241.758(0.000)	SZA \Rightarrow SZB	35.723(0.000)	25.846(0.000)
SHA \Leftarrow SZA	4.988(0.000)	3.499(0.000)	SZA \Leftarrow SZB	3.769(0.000)	3.586(0.000)
SHA \Rightarrow SZB	5.740(0.000)	4.750(0.000)	SZA \Rightarrow SZB	-0.123(0.550)	-0.289(0.614)
SHA \Rightarrow SHB	44.750(0.000)	32.161(0.000)	SZA \Rightarrow HKH	1.870(0.031)	3.073(0.001)
SHA \Leftarrow SHB	4.043(0.000)	3.424(0.000)	SZA \Leftarrow HKH	3.073(0.001)	3.756(0.000)
SHA \Rightarrow SHB	0.424(0.336)	0.323(0.373)	SZA \Rightarrow HKH	0.091(0.464)	0.967(0.167)
SHA \Rightarrow SZB	41.690(0.000)	29.779(0.000)	SHB \Rightarrow SZB	102.542(0.000)	73.121(0.000)
SHA \Leftarrow SZB	4.391(0.000)	3.686(0.000)	SHB \Leftarrow SZB	5.179(0.000)	4.258(0.000)
SHA \Rightarrow SZB	-0.396(0.654)	-0.578(0.718)	SHB \Rightarrow SZB	1.950(0.026)	1.373(0.085)
SHA \Rightarrow HKH	1.428(0.077)	2.177(0.015)	SHB \Rightarrow HKH	18.100(0.000)	13.499(0.000)
SHA \Leftarrow HKH	2.052(0.020)	3.206(0.001)	SHB \Leftarrow HKH	5.539(0.000)	3.646(0.000)
SHA \Rightarrow HKH	-0.493(0.689)	-0.433(0.668)	SHB \Rightarrow HKH	7.068(0.000)	5.920(0.000)
SZA \Rightarrow SHB	40.672(0.000)	29.774(0.000)	SZB \Rightarrow HKH	8.608(0.000)	6.837(0.000)
SZA \Leftarrow SHB	7.128(0.000)	6.571(0.000)	SZB \Leftarrow HKH	2.282(0.011)	2.513(0.006)
SZA \Rightarrow SHB	0.133(0.447)	-0.193(0.577)	SZB \Rightarrow HKH	1.167(0.122)	0.921(0.178)

" \Rightarrow "表示两个股票价格指数关于 I_{t-1} 的双向风险-Granger 因果关系检验;" \Leftarrow "和" \Rightarrow "分别代表从后者到前者 and 从前者到后者关于 I_{t-1} 的单向风险-Granger 因果关系检验,括号内的数字为 p 值。

1. 中国股市内部不同市场间的风险溢出效应

我们首先研究 SHA, SHB, SZA, SZB 和 HKH(即 H 股)之间的风险溢出效应,这些指数都是中国证券市场的有机组成部分。

在两个风险水平下,我们发现 SHA 与 SZA, SHB 与 SZB 之间的双向风险-Granger 因果关系检验都非常显著。这说明沪市和深市之间存在着强烈的风险溢出效应。为确定风险溢出效应的方向,我们同时给出单向风险-Granger 因果关系的检验统计量。在 10% 的风险水平下,我们发现 SHA 的风险 Granger-引起 SZA 的风险,但反之不然。换句话说,SHA 发生大风险的历史信息,可用来预测 SZA 发生的大风险,但是, SZA 发生大风险的历史信息,却不能用来预测 SHA 发生的大风险。另一方面,在两个风险水平下都同时存在上证 B 股的风险 Granger-引起深圳 B 股的风险和深圳 B 股的风险 Granger-引起上证 B 股的风险。

接下来我们分别讨论 (i) SHA 与 SHB, (ii) SHA 与 SZB, (iii) SZA 与 SHB, (iv) SZA 与 SZB 之间的风险溢出效应。实证结果表明, A 股和 B 股之

间存在着强烈的双向风险-Granger 因果关系。这个发现并不奇怪,因为很多的 A 股和 B 股是同一公司发行的两种不同类型的股票。尽管存在着市场分割,但它们的股价都受到中国宏观经济面、短期消息面等相同因素的影响。有趣的是,单向风险-Granger 因果关系检验统计量显示:在 10% 的风险水平下, B 股的风险能 Granger-引起 A 股的风险,但反之不然。这可能是由于 B 股价格对上市公司的基本面更敏感,从而不太受 A 股影响。从信息不对称的角度来看,这似乎表明 B 股市场投资者了解更多的市场基本面的信息,也从侧面反映了外国投资者比国内 A 股市场投资者拥有更多的经济信息。这与文献中广泛认为的相对于国内投资者,外国投资者了解较少信息不一致(Stulz & Wasserfallen, 1995; Kang & Stulz, 1996; Brennan & Cao, 1997),但与部分研究者的结论一致(Chui & Kwok, 1998; Mok & Hui, 1998),也与最近提出的外国投资者能更好预测新兴市场未来正的收益(Froot & Seasholes, 2001; Chan & Wright, 2001)这个结论相符。在 5% 的风险水平下,我们仅发现 SZB 与 SZA/SHA 之间存在即时风险溢出效应。

最后我们来讨论 A、B 股和 H 股之间的风险溢出效应。在 10% 的风险水平下,双向风险-Granger 因果关系检验表明 A、B 股与 H 股之间存在着强烈的风险溢出效应。单向风险-Granger 因果关系检验进一步表明 H 股的风险 Granger-引起 A 股的风险以及 SZA(但不是 SHA)的风险 Granger-引起 H 股的风险,同时,上证 B 股和深证 B 股的风险都能 Granger-引起 H 股的风险,反之亦然。

我们的主要发现可总结如下:(1) A 股与 B 股,沪市与深市之间存在着强烈的风险溢出效应;而且,在 10% 的风险水平下, B 股的风险 Granger-引起 A 股的风险,但反之不然。(2) A 股与 H 股、B 股与 H 股之间都存在着显著的风险溢出效应,且后者强与前者。(3) 相对于 5% 风险水平, 10% 风险水平下的风险溢出效应更显著。

A 股和 B 股之间强烈的风险溢出效应可能是因为这两个市场均受到国内政策、政府干预及中国宏观经济因素的影响。B 股和 H 股都用外币交易,且在 2001 年前,这两个市场都仅限于境外投资者,他们都受外国投资者对中国经济看法的影响和国际资本市场的冲击。因而相对于 A 股与 H 股, B 股与 H 股之间都存在着更强的风险溢出效应。

2. 大中华区内股市之间的风险溢出效应

中国内地,香港地区和台湾地区构成了大中华经济区。表 4 给出了中国内地股市和香港地区股市之间风险-Granger 因果关系的检验统计量及其 p -值。在 10% 和 5% 两个风险水平下,我们发现 A 股的风险关于 I_{t-1} 对 HSI 的风险存在着显著的 Granger 因果关系,但反之不然。双向风险-Granger 因果关系检验表明 B 股指数与 HSI 之间存在强烈的风险溢出效应。而且,单向风险-Granger 因果关系检验显示 SHB 的风险能 Granger-引起 HSI 的风险,而 HSI

的风险会 Granger-引起 SZB 的风险。这也许是由于上证 B 股以美元交易，而深证 B 股以港元交易，深市 B 股市场的投资者有很大一部分来自于香港地区的缘故。另外，双向风险-Granger 因果关系检验表明在两个风险水平下，H 股和 HSI 之间都存在着强烈的风险溢出效应。单向风险-Granger 因果关系检验进一步表明，在 10% 风险水平下 H 股的风险 Granger-引起 HSI 的风险，反之亦然；而在 5% 风险水平下，H 股与 HSI 仅存在着即时风险溢出效应。我们注意到相对于 A 股和 HIS，B/H 股和 HSI 之间的风险溢出效应更为强烈。A 股和上证 B 股的价格大幅下滑的信息均有助于预测未来恒生指数的大幅下跌，而香港股市发生大的风险的历史信息能帮助我们预测深圳 B 股市场未来类似风险的可能性。

表 4 大中华区(中国内地,香港地区,台湾地区)股市之间的风险溢出效应

M	10	20	10	20
SHA \Rightarrow HSI	0.55(0.411)	1.24(0.265)	SHA \Rightarrow TWI	0.05(0.478) -0.54(0.706)
SHA \Rightarrow HSI	0.55(0.289)	1.24(0.106)	SHA \Rightarrow TWI	0.63(0.261) 0.28(0.388)
SHA \Leftarrow HSI	-0.04(0.519)	-0.21(0.586)	SHA \Leftarrow TWI	-0.40(0.659) -0.98(0.837)
SZA \Rightarrow HSI	-0.56(0.713)	0.08(0.464)	SZA \Rightarrow TWI	0.98(0.161) 0.48(0.315)
SZA \Rightarrow HSI	-0.77(0.782)	0.34(0.365)	SZA \Rightarrow TWI	2.01(0.022) 1.30(0.095)
SZA \Leftarrow HSI	0.32(0.374)	0.06(0.476)	SZA \Leftarrow TWI	-0.14(0.557) -0.35(0.640)
SHB \Rightarrow HSI	9.33(0.000)	6.92(0.000)	SHB \Rightarrow TWI	3.80(0.000) 3.28(0.001)
SHB \Rightarrow HSI	2.69(0.004)	2.25(0.012)	SHB \Rightarrow TWI	-0.52(0.700) -0.46(0.680)
SHB \Leftarrow HSI	1.24(0.106)	0.87(0.190)	SHB \Leftarrow TWI	1.99(0.023) 2.33(0.010)
SZB \Rightarrow HSI	5.68(0.000)	4.07(0.000)	SZB \Rightarrow TWI	0.13(0.448) -0.37(0.645)
SZB \Rightarrow HSI	0.34(0.364)	0.36(0.359)	SZB \Rightarrow TWI	-0.97(0.836) -1.04(0.851)
SZB \Leftarrow HSI	2.18(0.014)	1.43(0.076)	SZB \Leftarrow TWI	1.36(0.086) 0.62(0.267)
HKH \Rightarrow HSI	77.60(0.000)	55.85(0.000)	HKH \Rightarrow TWI	6.33(0.000) 6.10(0.000)
HKH \Rightarrow HSI	4.15(0.000)	3.53(0.000)	HKH \Rightarrow TWI	2.56(0.005) 3.32(0.000)
HKH \Leftarrow HSI	0.86(0.195)	1.22(0.111)	HKH \Leftarrow TWI	0.18(0.427) 0.93(0.176)

资料来源：IMF, World Economic Outlook, October 2001, p. 65.

表 4 也给出了中国大陆股市和台湾地区股市之间风险-Granger 因果关系的检验统计量。SHA 和 TWI 之间不存在任何风险溢出效应，但在 5% 风险水平下，SZA 的风险能 Granger-引起 TWI 的风险，反之亦然。这可能是因为在深圳交易所上市的公司主要是较小型的合资或外向型企业，而在上海证券交易所上市的公司大多为大型的国有企业。对于 B 股指数和 TWI，我们发现在 10% 的风险水平下，TWI 的风险会 Granger-引起 SZB 的风险。此外，单向风险-Granger 因果关系检验表明存在从 H 股到 TWI 的风险溢出效应。

总之，我们发现中国内地股市的 A 股、B 股和 H 股与香港地区、台湾地区证券市场之间存在着显著的风险溢出效应。这一点与中国内地、香港地区

和台湾地区之间特殊的地缘关系以及紧密的经济联系是一致的。

3. 中国股市与亚洲其他股市之间的风险溢出效应

新加坡和韩国是东亚两个新兴的工业化国家,而日本是世界上最发达的经济体之一,他们可作为亚洲国家的典型代表。我们现在来研究中国股市和这些亚洲证券市场之间的风险溢出效应。

表5给出了中国股市与新加坡、韩国和日本证券市场之间风险-Granger因果关系的检验统计量及其 p -值。我们发现A股指数和STI之间几乎不存在风险溢出效应,但在10%和5%两个风险水平下,B股指数和STI之间都存在显著的风险溢出效应。对于H股和STI,在两个风险水平下都存在着强烈的风险溢出效应,单向风险-Granger因果关系检验表明在10%的风险水平下,存在着H股的风险Granger-引起STI的风险,反之亦然。

表5 中国股市和亚洲股市(新加坡,韩国,日本)之间的风险溢出效应

M	10	20	10	20	
SHA \Rightarrow STI	0.058(0.477)	0.723(0.235)	SHA \Rightarrow KOSPI	1.967(0.025)	1.531(0.063)
SHA \Rightarrow STI	-0.115(0.546)	0.513(0.304)	SHA \Rightarrow KOSPI	2.420(0.008)	1.138(0.128)
SHA \Leftarrow STI	0.198(0.422)	0.546(0.293)	SHA \Leftarrow KOSPI	0.896(0.185)	1.316(0.094)
SZA \Rightarrow STI	0.013(0.495)	0.836(0.202)	SZA \Rightarrow KOSPI	1.387(0.083)	1.055(0.146)
SZA \Rightarrow STI	-0.818(0.793)	0.057(0.477)	SZA \Rightarrow KOSPI	-0.124(0.549)	-0.619(0.732)
SZA \Leftarrow STI	0.018(0.493)	0.615(0.269)	SZA \Leftarrow KOSPI	2.666(0.004)	2.451(0.007)
SHB \Rightarrow STI	8.100(0.000)	6.476(0.000)	SHB \Rightarrow KOSPI	4.450(0.000)	3.644(0.000)
SHB \Rightarrow STI	3.890(0.000)	4.458(0.000)	SHB \Rightarrow KOSPI	2.114(0.017)	1.374(0.085)
SHB \Leftarrow STI	-0.839(0.799)	-1.295(0.902)	SHB \Leftarrow KOSPI	-0.601(0.726)	0.380(0.352)
SZB \Rightarrow STI	7.385(0.000)	6.003(0.000)	SZB \Rightarrow KOSPI	1.337(0.091)	0.574(0.283)
SZB \Rightarrow STI	0.344(0.365)	1.018(0.154)	SZB \Rightarrow KOSPI	-1.235(0.891)	-1.310(0.905)
SZB \Leftarrow STI	3.907(0.000)	3.007(0.001)	SZB \Leftarrow KOSPI	2.558(0.005)	1.660(0.048)
HKH \Rightarrow STI	19.707(0.000)	14.102(0.000)	HKH \Rightarrow KOSPI	4.625(0.000)	4.022(0.000)
HKH \Rightarrow STI	1.719(0.043)	1.869(0.031)	HKH \Rightarrow KOSPI	0.651(0.258)	1.983(0.024)
HKH \Leftarrow STI	3.294(0.000)	1.758(0.039)	HKH \Leftarrow KOSPI	2.062(0.020)	0.958(0.169)
SHA \Rightarrow NK225	-0.007(0.503)	-0.479(0.684)	SHB \Leftarrow NK225	-0.558(0.712)	-0.287(0.613)
SHA \Rightarrow NK225	-0.192(0.576)	-0.731(0.768)	SZB \Rightarrow NK225	1.312(0.095)	1.116(0.132)
SHA \Leftarrow NK225	0.439(0.330)	0.201(0.420)	SZB \Rightarrow NK225	-0.135(0.554)	-0.255(0.600)
SZA \Rightarrow NK225	0.048(0.481)	0.484(0.314)	SZB \Leftarrow NK225	0.336(0.369)	0.667(0.253)
SZA \Rightarrow NK225	0.598(0.275)	0.872(0.192)	HKH \Rightarrow NK225	5.757(0.000)	4.339(0.000)
SZA \Leftarrow NK225	-0.563(0.713)	-0.187(0.574)	HKH \Rightarrow NK225	1.345(0.089)	1.273(0.102)
SHB \Rightarrow NK225	0.312(0.378)	-0.103(0.541)	HKH \Leftarrow NK225	-0.577(0.718)	-0.364(0.642)
SHB \Rightarrow NK225	0.202(0.420)	-0.431(0.667)			

A、B股指数均与KOSPI之间存在着显著的风险溢出效应。单向风险-Granger因果关系检验表明同时存在着H股的风险Granger-引起KOSPI的风险和KOSPI的风险Granger-引起H股的风险。对照新加坡和韩国,我们可以发现,中国股市和韩国股市之间存在着更强的风险溢出效应。这可能是因为中国和韩国之间有着更紧密、更大规模的经济联系。作为亚洲两个较大的经

济实体，近年来两国的贸易和直接投资飞速增长。韩国的统计数据表明，在 2002 年两国的贸易额高达 412 亿美元，使得中国成为其第三大贸易伙伴。同年韩国在中国的直接投资达到 172 亿美元，占韩国对外直接投资的 34%。

由风险-Granger 因果关系检验统计量的结果可以看出中国 A 股市场与日本股市之间不存在任何风险溢出效应。在 5% 的风险水平下，双向风险-Granger 因果关系检验表明：B 股指数和 NK225 之间存在显著的风险溢出效应，而单向风险-Granger 因果关系检验都不显著。这说明二者之间仅存在着即时风险溢出效应。在 10% 的风险水平下，SZB 和 NK225 之间也存在着即时风险溢出效应，但 SHB 和 NK225 之间不存在任何风险溢出效应。最后，H 股和 NK225 在 10% 和 5% 两个风险水平下都存在强烈的风险溢出效应。

4. 中国股市与国际其他股市之间的风险溢出效应

众所周知，美国是世界上经济最强大的国家，德国则有发达的市场经济，在欧洲经济中占有举足轻重的地位。它们的股市可作为世界发达国家成熟证券市场的代表。现在我们来考察中国股市与这两个证券市场间的风险溢出效应。

表 6 给出了中国股市与美国、德国股市之间风险-Granger 因果关系的检验统计量及其 p -值。结果表明：中国 A 股指数与 S&P500/DAX 之间不存在任何风险溢出效应。然而 B 股指数与 S&P500/DAX 之间存在着显著的风险溢出效应。H 股与 S&P500/DAX 之间的风险溢出效应更为强烈。值得注意的是，中国股市和美国、德国股市在开市时间上存在着时差，我们在解释如上实证结果时必须留意这一点。

表 6 中国股市和主要国际股市(美国、德国)之间的风险溢出效应

M	10	20	10	20
SHA \Leftrightarrow S & P500	-0.87X(0.810)	-0.96X(0.867)	SHA \Leftrightarrow DAX	-1.33X(0.909) -1.23X(0.892)
SHA \Rightarrow S & P500	-1.29X(0.903)	-1.36X(0.914)	SHA \Rightarrow DAX	-1.15X(0.875) -0.98X(0.839)
SHA \Leftarrow S & P500	-0.44X(0.670)	-0.32X(0.628)	SHA \Leftarrow DAX	-0.48X(0.687) -0.54X(0.708)
SZA \Leftrightarrow S & P500	-0.29X(0.615)	-0.28X(0.612)	SZA \Leftrightarrow DAX	-1.54X(0.938) -1.30X(0.904)
SZA \Rightarrow S & P500	-0.45X(0.677)	-0.88X(0.811)	SZA \Rightarrow DAX	-1.16X(0.877) -1.01X(0.846)
SZA \Leftarrow S & P500	-0.50X(0.694)	0.10X(0.457)	SZA \Leftarrow DAX	-1.24X(0.893) -0.93X(0.824)
SHB \Leftrightarrow S & P500	2.25X(0.012)	1.40X(0.080)	SHB \Leftrightarrow DAX	0.28X(0.387) 0.99X(0.160)
SHB \Rightarrow S & P500	1.26X(0.103)	0.97X(0.164)	SHB \Rightarrow DAX	-0.45X(0.674) 0.15X(0.440)
SHB \Leftarrow S & P500	2.61X(0.004)	1.37X(0.084)	SHB \Leftarrow DAX	1.14X(0.126) 1.48X(0.069)
SZB \Leftrightarrow S & P500	0.80X(0.212)	0.26X(0.397)	SZB \Leftrightarrow DAX	4.22X(0.000) 2.69X(0.004)
SZB \Rightarrow S & P500	1.16X(0.122)	0.90X(0.182)	SZB \Rightarrow DAX	-0.87X(0.809) -0.73X(0.769)
SZB \Leftarrow S & P500	0.44X(0.327)	-0.26X(0.604)	SZB \Leftarrow DAX	6.89X(0.000) 4.37X(0.000)
HKH \Leftrightarrow S & P500	11.15X(0.000)	8.30X(0.000)	HKH \Leftrightarrow DAX	9.27X(0.000) 6.69X(0.000)
HKH \Rightarrow S & P500	4.96X(0.000)	3.42X(0.000)	HKH \Rightarrow DAX	1.65X(0.049) 1.06X(0.143)
HKH \Leftarrow S & P500	10.67X(0.000)	7.80X(0.000)	HKH \Leftarrow DAX	2.58X(0.005) 2.00X(0.023)

综合以上各部分,我们有如下结论:

(1) A股与B股之间,上海证券市场与深圳证券市场之间存在着强烈的风险溢出效应;而且,在10%的风险水平下,B股的风险 Granger-引起A股的风险,但反之不然。

(2) A/B股与H股之间存在着强烈的风险溢出效应,相对于A股与H股,B股与H股之间存在着更强的风险溢出效应。

(3) 中国股市(尤其是B股和H股)与香港地区、台湾地区股市之间存在着显著的风险溢出效应。

(4) 中国股市(尤其是B股和H股)与新加坡、韩国股市之间存在着某种风险溢出效应。与韩国的风险溢出效应强于与新加坡的风险溢出效应。

(5) 中国A股市场与主要国际股市——日本、美国和德国之间不存在风险溢出效应。然而B股、H股市场与这些国际资本市场之间存在着显著的风险溢出效应。

(6) 在中国证券市场的三类股票——A,B股和H股中,H股与国际证券市场之间的风险溢出效应最为强烈,而A股与国际证券市场之间的风险溢出效应很微弱或基本不存在。

中国A股市场与主要国际证券市场之间几乎不存在风险溢出效应可能是由于A股市场的价格变化主要受国内政策和政府市场干预所影响。在很大程度上,它与上市公司的基本盈利能力无关;由于市场分割和人民币在资本项目的非自由兑换,A股市场与全球金融市场的巨大动荡几乎是隔绝的。因此,可以说中国对A股市场和B股市场的分割,似乎成功地使A股市场这一中国股市的主体有效地避免了国际证券市场巨大风险的冲击。这些冲击基本上已由B股和H股市场吸收和消化了。作为中国股市的补充,B股和H股市场给外国投资者提供了不同的投资机会。这两个市场都受到外国投资者对中国经济看法的影响。除了国内政策的变化,他们也同时受到全球市场环境和上市公司基本面的影响。然而二者也有所不同:B股市场在2001年以前,由外国投资者在国内证券交易所交易并在初期缺少流动性。而H股在香港地区证券交易所交易,那里有更高的流动性、更多的机构投资者,要求更多的信息披露以及与投资者之间更好的沟通。所以H股有更大的市场波动,相对B股,与国际资本市场之间也存在着更多的交互影响。

六、结 论

对于投资组合分散化和风险管理而言,监控极端下滑风险非常重要。在本文中,我们应用一种新近提出的金融计量方法,给出了中国证券市场A股、

B股和H股之间，中国股市与大中华区及世界其他股票市场之间的极端下滑风险溢出效应的实证分析。我们发现A股与B股之间存在着强烈的风险溢出效应，B股的大幅下跌的历史信息有助于预测未来A股发生的类似大幅下跌；A股与H股，尤其是B股与H股之间也存在着强烈的风险溢出效应。B股，尤其是H股，与亚洲股市与世界其他股市之间存在着显著的风险溢出效应。与之相对的是，A股虽然与韩国、新加坡股市之间存在着一定的风险溢出效应，但它与世界发达国家的成熟股市——日本、美国和德国之间不存在任何风险溢出效应。这表明A股与B股之间的市场分割使A股市场——中国股市的主要组成部分——有效地避免了来自世界其他证券市场的重大冲击和影响。中国股市与亚洲其他股市之间有一定联系，但与全球发达证券市场之间的联系依然很弱或几乎不存在。

随着中国金融体系的进一步改革，A股与B股之间的市场分割——最初分别限制于国内和国外投资者，近年来已经变得越来越模糊。例如，在2001年，国内投资者被允许投资B股市场。在2002年末，政府决定对合格境外机构投资者开放A股市场。⁸这些金融改革，再加上越来越多的中国公司到海外证券市场挂牌上市，将使得中国证券市场与国际资本市场之间的联系日趋紧密。可以设想A股市场与世界资本市场之间相对微弱的风险溢出效应将会不断增强，但这仍有待获取足够多的样本数据后予以验证。本文的方法对这方面进一步的实证研究依然有效。

参 考 文 献

- [1] Ang, A., J. Chen and Y. Xing, "Downside Correlation and Expected Stock Returns", Working paper, Columbia Business School, 2002.
- [2] Arzac, E. and V. Bawa, "Portfolio Choice and Equilibrium in Capital Markets with Safety First Investors", *Journal of Financial Economics*, 1977, 4, 277—288.
- [3] Basel Committee on Banking Supervision, *Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks*. Basel: BIS, 1996.
- [4] Basel Committee on Banking Supervision, *The New Basel Capital Accord, Consultative Document*. Basel: BIS, 2001.
- [5] Bollerslev, T., "A Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 1986, 31, 307—327.
- [6] Brennan, M., and Cao, H., "International Portfolio Investment Flows", *Journal of Finance*, 1997, 52, 1851—1880.
- [7] 陈灯塔和洪永森, "中国股市是弱式有效的吗——基于一种新方法的实证研究", 《经济学(季刊)》, 2003年第1期, 第97—124页。

⁸ 四大外资机构 瑞银华宝、日本野村证券、摩根士丹利和花旗集团，已于最近获准进入中国A股市场。

- [8] Chui , A. , and Kwok , C. , " Cross-autocorrelation between A Shares and B Shares in the Chinese Stock Market " , *Journal of Financial Research* , 1998 , 21 , 333—353.
- [9] Duffie , D. and J. Pan , " An Overview of the Value at Risk " , *Journal of Derivatives* , 1997 , 4(3) , 7—49.
- [10] Embrechts , P. , C. Kl pelberg , and T. Mikosch , *Modeling Extremal Events for Insurance and Finance*. New York : Springer , 1997.
- [11] Engle , R. F. and T. Bollerslev , " Modelling the Persistence of Conditional Variances " , *Econometric Reviews* , 1986 , 5 , 1—50.
- [12] Engle , R. F. , T. Ito and W. Lin , " Meteor Shower or Heat Wave ? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market " , *Econometrica* , 1990 , 59 , 524—542.
- [13] Engle , R. F. and C. Manganlli , " Conditional Autoregressive Value at Risk : CAViaR Models " , Working Paper , Department of Economics , University of California , San Diego , 1999.
- [14] Froot , K. , O 'Connell , P. , and Seasholes , M. , " The Portfolio Flows of International Investors " , *Journal of Financial Economics* , 2001 , 59 , 151—193.
- [15] 耿广棋 , " 中国股票市场系统风险的特征与传递机制 " , 深圳证券交易所出版物 , 2002 , <http://www.sse.org.cn>.
- [16] Gilbert , C. L. , " Professor Hendry 's Econometric Methodology " , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 1986 , 48 , 283—307.
- [17] Glosten , L. , R. Jagannathan , and D. Runkle , " On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks " , *Journal of Finance* , 1993 , 48 , 1779—1901.
- [18] Gollier , C. , P. F. Koehl and J. C. Rochet , " Risk-Taking Behavior with Limited Liability and Risk Aversion " , *Journal of Risk and Insurance* , 1997 , 64 , 347—370.
- [19] Granger , C. W. J. , " Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods " , *Econometrica* , 1969 , 37 , 424—438.
- [20] Granger , C. W. J. , " Testing for Causality : A Personal View " , *Journal of Economic Dynamics and Control* , 1980 , 2 , 329—352.
- [21] Granger , C. , P. P. Robins and R. F. Engle , " Wholesale and Retail Prices : Bivariate Time-Series Modeling with Forecastable Error Variances " , in Belsley , D. A. and E. Kuh (eds.) , *Model Reliability* , MIT Press : Cambridge , 1986 , 1—17.
- [22] Hong , Y. , " Consistent Testing for Serial Correlation of Unknown Form " , *Econometrica* , 1996 , 64 , 837—864.
- [23] Hong , Y. , " A Test for Volatility Spillover with Applications to Exchange Rates " , *Journal of Econometrics* , 2001a , 103 , 183—224.
- [24] Hong , Y. , " Granger Causality in Risk and Detection of Risk Transmission Between Financial Markets " , Working paper , Department of Economics and Department of Statistical Science , Cornell University , 2001b.
- [25] 洪永淼 , " 金融计量的新近发展 " , 《经济学(季刊)》 , 2002 年第 2 期 , 第 249—268 页。
- [26] King , M. A. and S. Wadhvani , " Transmission of Volatility between Stock Markets " , *Review of Financial Studies* , 1990 , 3 , 5—33.
- [27] Jansen , D. W. , K. G. Koedijk and C. G. de Vries , " Portfolio Selection with Limited Downside Risk " , *Journal of Empirical Finance* , 2000 , 7 , 247—269.
- [28] Jorion , P. , *Value at Risk* , 2nd Edition , Academic Press : San Diego , 2000.

- [29] J.P. Morgan , Risk Metrics—Technical Document , 4rd Edition , Morgan Guaranty Trust Company : New York , 1997.
- [30] Kang , J. , and Stulz , R. M. , “ Why Is There a Home Bias ? An Analysis of Foreign Portfolio Equity Ownership in Japan ” , *Journal of Financial Economics* , 1997 , 46 , 3—28.
- [31] Lardy , N. , “ China and the Asian Contagion ” , *Foreign Affairs* , 1998 , 77 , 78—88.
- [32] Lee , S. and B. Hansen , “ Asymptotic Theory for the GARCH (1 , 1) Quasi-maximum Likelihood Estimator ” , *Econometric Theory* , 1994 , 10 , 29—52.
- [33] Levy , H. and M. Sarnet , “ Safety First : An Expected Utility Principle ” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 1972 , 7 , 1829—1834.
- [34] Markowitz , H. , “ Portfolio Selection ” , *Journal of Finance* , 1952 , 7 , 77—91.
- [35] Mok , H. , and Hui. Y. , “ Underpricing and Aftermarket Performance of IPOs in Shanghai , China ” , *Pacific-Basin Finance Journal* , 1998 , 6 , 453—474.
- [36] Peek , J. and E. S. Rosengren , “ The International Transmission of Financial Shocks : The Case of Japan ” , *The American Economic Review* , 1997 , 87 , 495—505.
- [37] Priestley , M. B. , *Spectral Analysis and Time Series* . London : Academic Press , 1981.
- [38] Roy , A. , “ Safety First and the Holding of Assets ” , *Econometrica* , 1952 , 20 , 431—449.
- [39] Sentamero , A. and D. Babbel , “ Risk Management by Insurers : An Analysis of the Process ” , *Journal of Risk and Insurance* , 1997 , 64 , 231—270.
- [40] Woo , T. , J. Sachs and K. Schwab , *The Asian Financial Crisis : Lessons from a Resilient Asia* , Cambridge : MIT Press MA , 2000.
- [41] Stulz , R. , and Wasserfallen , W. , “ Foreign Equity Investment Restrictions , Capital Flight , and Shareholder Wealth Maximization : Theory and Evidence ” , *Review of Financial Studies* , 1995 , 8 , 1019—1057.
- [42] Taylor , S. J. , *Modelling Financial Time Series* , Chichester : Wiley , 1986.
- [43] Xu , C. , “ The Microstructure of the Chinese Stock Market ” , *China Economic Review* , 2000 , 11 , 79—97.
- [44] 朱宏泉 , 卢祖帝和汪寿阳 , “ 中国股市的 Granger 因果关系分析 ” , 《管理科学学报》 , 2001 , 4(5) , 第 7—12 页。

Extreme Risk Spillover between Chinese Stock Market and International Stock Markets

YONGMIAO HONG

(Cornell University & Tsinghua University)

SIWEI CHENG YANHUI LIU SHOUYANG WANG

(Chinese Academy of Sciences)

Abstract We provide an empirical study on spillover of extreme downside market risk among Shares A , B and H in Chinese stock market , and between Chinese stock market and overseas eq-

uity markets. It is found that there exists strong risk spillover between Share A and Share B markets, and the occurrence of a large downside risk in Share B markets can help predict the occurrence of a similar risk in Share A markets. There also exists strong risk spillover between Share A and Share H markets, and particularly between Share B and Share H markets. The latter have significant risk spillover with international stock markets. In contrast, although Share A markets have some risk spillover with Korean and Singapore stock markets, they have no risk spillover with the equity markets in Japan, U. S. and Germany.

JEL Classification C40, G00, B41